

Esame di Probabilità e Statistica del 3 aprile 2007  
(Corso di Laurea Triennale in Matematica, Università degli Studi di Padova).

Cognome

Nome

Matricola

Es. 1	Es. 2	Es. 3	Es. 4	Somma	Voto finale

Attenzione: si consegnano SOLO i fogli di questo fascicolo.

**Esercizio 1.** Il 46% degli elettori di un comune si ritiene di centro, il 30% di sinistra e il 24% di destra. Alle ultime elezioni sono andati a votare il 35% degli elettori di centro, il 62% di quelli di sinistra e il 58% di quelli di destra. Un elettore è scelto a caso. Sapendo che l'elettore ha votato alle ultime elezioni, qual è la probabilità che si tratti di un elettore:

1. del centro;
2. di sinistra;
3. di destra.
4. Quale percentuale di elettori ha partecipato alla scorsa elezione?

**Esercizio 2.** In una famiglia ci sono  $n \geq 1$  bambini con probabilità pari a  $\alpha p^n$ , con  $\alpha \leq 1/p - 1$ .

1. Quanto vale la probabilità che in una famiglia non ci siano figli?
2. Se ogni figlio è maschio o femmina con uguale probabilità e in maniera indipendente dagli altri figli, qual è la probabilità di avere  $k$  maschi se si sa che in una famiglia ci sono in totale  $n$  figli? (distinguere i casi  $n = 0$  e  $n \geq 1$ )
3. Ricavare una formula generale per la probabilità totale di avere  $k$  maschi e un qualsiasi numero di femmine (distinguere i casi  $k = 0$  e  $k \geq 1$ ).
4. Quanto vale la probabilità del punto precedente per  $k = 0$ ?

**Esercizio 3.** Un ospedale è situato al centro esatto di una città quadrata i cui lati sono lunghi 3 km. Il sistema di strade è rettangolare, quindi la distanza in km dall'ospedale, le cui coordinate sono  $(0, 0)$ , al punto  $(x, y)$  è pari a  $|x| + |y|$ . Un'ambulanza parte dall'ospedale non appena c'è un incidente. Supponiamo che questo avvenga in un punto uniformemente distribuito nel quadrato.

1. Definire la variabile aleatoria  $X =$  “distanza percorsa dall'ambulanza” e determinarne la legge.
2. Calcolare  $F_X$ .
3. Calcolare  $\mathbb{E}[X]$  e  $\text{Var}[X]$ .

Supponiamo che si verifichino contemporaneamente due incidenti in due diversi punti della città.

4. Definire la variabile aleatoria  $Z =$  “massima distanza percorsa dalle due ambulanze” e determinarne legge e densità.

**Esercizio 4.** Supponiamo che un dado equilibrato venga lanciato 100 volte, e sia  $X_i$  il valore del lancio  $i$ -esimo.

1. Calcolare  $\mathbb{E}[\log X_i]$ .
2. Calcolare  $\text{Var} [\log X_i]$ .
3. Supponendo di poter usare l'approssimazione normale, per ogni  $a \in (1, 6)$  si calcoli

$$\mathbb{P} \left\{ \prod_{i=1}^{100} X_i \leq a^{100} \right\}$$

4. Determinare  $a$  tale che la probabilità precedente valga circa  $1/2$ .

## Soluzioni

**Esercizio 1.** Definiamo gli eventi

$$\begin{aligned} A_1 &:= \{\text{l'elettore è di sinistra}\}, & A_2 &:= \{\text{l'elettore è di centro}\}, \\ A_3 &:= \{\text{l'elettore è di destra}\}, & V &:= \{\text{l'elettore ha votato alle ultime elezioni}\}, \end{aligned}$$

allora i dati si possono riscrivere così:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_1) &= 0.3, & \mathbb{P}(A_2) &= 0.46, & \mathbb{P}(A_3) &= 0.24, \\ \mathbb{P}(V|A_1) &= 0.62, & \mathbb{P}(V|A_2) &= 0.35, & \mathbb{P}(V|A_3) &= 0.58. \end{aligned}$$

Ovviamente per fare i primi 3 punti è indispensabile fare prima il punto 4.

4) Dato che  $\cup_{i=1}^3 A_i = \Omega$  e l'unione è disgiunta, usando la formula della probabilità totale calcoliamo

$$\mathbb{P}(V) = \sum_{i=1}^3 \mathbb{P}(V|A_i)\mathbb{P}(A_i) = 0.62 \cdot 0.3 + 0.35 \cdot 0.46 + 0.58 \cdot 0.24 = 0.4862$$

**1,2,3)** Usando la formula di Bayes, le probabilità richieste sono rispettivamente:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_2|V) &= \frac{\mathbb{P}(V|A_2)\mathbb{P}(A_2)}{\mathbb{P}(V)} = \frac{0.35 \cdot 0.46}{0.4862} = 0.331139, \\ \mathbb{P}(A_1|V) &= \frac{\mathbb{P}(V|A_1)\mathbb{P}(A_1)}{\mathbb{P}(V)} = \frac{0.62 \cdot 0.3}{0.4862} = 0.382559, \\ \mathbb{P}(A_3|V) &= \frac{\mathbb{P}(V|A_3)\mathbb{P}(A_3)}{\mathbb{P}(V)} = \frac{0.58 \cdot 0.24}{0.4862} = 0.286302 \end{aligned}$$

## Esercizio 2.

1. Siccome  $X$  è concentrata sui naturali, abbiamo

$$\mathbb{P}\{X = 0\} = 1 - \mathbb{P}\{X > 0\} = 1 - \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\{X = n\} = 1 - \sum_{n=1}^{\infty} \alpha p^n = 1 - \frac{\alpha p}{1-p}$$

2. Condizionatamente all'evento  $\{X = n\}$ , possiamo definire il numero di figli maschi con la variabile aleatoria  $Y := \sum_{i=1}^X Y_i = \sum_{i=1}^n Y_i$ , dove le  $(Y_i)_i$  sono i.i.d. di legge  $Be(\frac{1}{2})$ . Allora  $Y \sim B(n, \frac{1}{2})$ , quindi per  $0 \leq k \leq n$  si ha

$$\mathbb{P}\{Y = k \mid X = n\} = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{n-k} = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

mentre per tutti gli altri  $k, n$  la probabilità è nulla.

3. In generale si ha, per la formula della probabilità totale,

$$\mathbb{P}\{Y = k\} = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}\{Y = k \mid X = n\}\mathbb{P}\{X = n\} = \sum_{n=k}^{\infty} \mathbb{P}\{Y = k \mid X = n\}\mathbb{P}\{X = n\}$$

Ci sono ora due casi. Se  $k = 0$  si ha

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{Y = 0\} &= \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}\{Y = 0 \mid X = n\} \mathbb{P}\{X = n\} = \mathbb{P}\{Y = 0 \mid X = 0\} \mathbb{P}\{X = 0\} + \\ &+ \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\{Y = 0 \mid X = n\} \mathbb{P}\{X = n\} = 1 - \frac{\alpha p}{1-p} + \alpha \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{p}{2}\right)^n \end{aligned}$$

mentre se  $k \geq 1$  si ha

$$\mathbb{P}\{Y = k\} = \alpha \sum_{n=k}^{\infty} \binom{n}{k} \left(\frac{p}{2}\right)^n$$

4. Se  $k = 0$  si ha che

$$\mathbb{P}\{Y = 0\} = 1 - \frac{\alpha p}{1-p} + \alpha \frac{\alpha \frac{p}{2}}{1 - \frac{p}{2}} = 1 - \frac{\alpha \frac{p}{2}}{(1-p)(1 - \frac{p}{2})}$$

### Esercizio 3.

1. Abbiamo  $X := |X_1| + |X_2|$ , dove  $(X_1, X_2) \sim U([-1.5; 1.5]^2)$ , quindi  $X_1, X_2 \sim U(-1.5; 1.5)$  e sono indipendenti tra di loro. Allora il loro valore assoluto ha legge  $U(0; 1.5)$ ; difatti per ogni  $t \in (0, 1.5)$  si ha

$$F_{|X_i|}(t) = \mathbb{P}\{|X_i| \leq t\} = \mathbb{P}\{-t \leq X_i \leq t\} = \frac{2}{3}t$$

Allora la densità è data da

$$f_{|X_i|}(t) = F'_{|X_i|}(t) = \frac{2}{3} \mathbf{1}_{\{0 \leq t \leq 1.5\}}$$

e quindi, siccome  $|X_1|$  e  $|X_2|$  sono indipendenti,  $X$  è una variabile aleatoria continua la cui densità è data dal prodotto di convoluzione

$$f_X(t) = (f_{|X_1|} * f_{|X_2|})(t) = \int_{\mathbb{R}} \frac{2}{3} \mathbf{1}_{\{0 \leq z \leq 1.5\}} \frac{2}{3} \mathbf{1}_{\{0 \leq t-z \leq 1.5\}} dz = \int_{(0;1.5) \cap (t-1.5;t)} \frac{4}{9} dz$$

e quindi

$$f_X(t) = \begin{cases} \frac{4}{9}t & \text{se } 0 \leq t \leq 1.5, \\ \frac{4}{9}(3-t) & \text{se } 1.5 \leq t \leq 3, \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

2. Abbiamo

$$F_X(u) = \int_{-\infty}^u f_X(t) dt = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq 0, \\ \frac{2}{9}t^2 & \text{se } 0 \leq t \leq 1.5, \\ \frac{4}{3}t - \frac{2}{9}t^2 - 1 & \text{se } 1.5 \leq t \leq 3, \\ 1 & \text{se } t \geq 3. \end{cases}$$

che si può ottenere o calcolando l'integrale oppure con considerazioni geometriche.

3. Per le proprietà di speranza e varianza, ricordandosi che  $|X_1|$  e  $|X_2|$  sono indipendenti, abbiamo

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \mathbb{E}[|X_1| + |X_2|] = \mathbb{E}[|X_1|] + \mathbb{E}[|X_2|] = \frac{1.5}{2} + \frac{1.5}{2} = 1.5, \\ \text{Var}[X] &= \text{Var}[|X_1|] + \text{Var}[|X_2|] = \frac{1.5^2}{12} + \frac{1.5^2}{12} = \frac{3}{8} = 0.375\end{aligned}$$

4. Supponiamo che  $Y$  abbia la stessa legge di  $X$  e che le due variabili aleatorie siano indipendenti tra di loro, e definiamo  $Z := \max(X, Y)$ . Allora  $Z$  è una variabile aleatoria a valori in  $(0, 3)$ , e quindi per ogni  $t \in (0, 3)$  si ha

$$F_Z(t) = \mathbb{P}\{X \leq t, Y \leq t\} = \mathbb{P}\{X \leq t\}\mathbb{P}\{Y \leq t\} = F_X(t)^2 = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq 0, \\ \frac{2}{9}t^2 & \text{se } 0 \leq t \leq 1.5, \\ \frac{4}{3}t - \frac{2}{9}t^2 - 1 & \text{se } 1.5 \leq t \leq 3, \\ 1 & \text{se } t \geq 3. \end{cases}$$

dove abbiamo usato l'indipendenza di  $X$  e  $Y$ . La densità si ottiene derivando:

$$f_Z(t) = F'_Z(t) = \begin{cases} \frac{16}{81}t^3 & \text{se } 0 \leq t \leq 1.5, \\ 2 \left( \frac{4}{3} - \frac{4}{9}t \right) \left( \frac{4}{3}t - \frac{2}{9}t^2 - 1 \right) & \text{se } 1.5 \leq t \leq 3, \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

#### Esercizio 4.

1. Dato che le  $X_i$ , e quindi  $\log X_i$ , sono variabili aleatorie con un numero finito di possibili stati, sicuramente  $X_i, \log X_i \in L^p$  per ogni  $p \geq 1$ . Allora

$$\mathbb{E}[\log X_i] = \sum_{n=1}^6 \log n \mathbb{P}\{X_i = n\} = \frac{1}{6} \sum_{n=1}^6 \log n = \frac{1}{6} \log 6! = 1.096542$$

(0.476222 in base 10)

2. Analogamente

$$\mathbb{E}[\log^2 X_i] = \sum_{n=1}^6 \log^2 n \mathbb{P}\{X_i = n\} = 1.568318$$

e quindi

$$\text{Var} [\log X_i] = \mathbb{E}[\log^2 X_i] - \mathbb{E}[\log X_i]^2 = 1.568318 - 1.096542^2 = 0.365914$$

(0.069016 in base 10)

3. Siccome possiamo ritenere che le  $(X_i)_i$  siano indipendenti, allora anche  $(\log X_i)_i$  lo sono, e quindi siamo sotto le ipotesi dell'approssimazione normale:

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left\{ \prod_{i=1}^{100} X_i \leq a^{100} \right\} &= \mathbb{P} \left\{ \sum_{i=1}^{100} \log X_i \leq 100 \log a \right\} = \mathbb{P} \left\{ \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} \log X_i \leq \log a \right\} = \\ &= \mathbb{P} \left\{ \frac{\frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} \log X_i - \mathbb{E}[\log X_i]}{\sqrt{\frac{\text{Var} [\log X_i]}{100}}} \leq \frac{\log a - \mathbb{E}[\log X_i]}{\sqrt{\frac{\text{Var} [\log X_i]}{100}}} \right\} \simeq \\ &\simeq N \left( \frac{\log a - \mathbb{E}[\log X_i]}{\frac{\sqrt{\text{Var} [\log X_i]}}{10}} \right) = N \left( \frac{\log a - 1.096542}{0.0604908} \right) \end{aligned}$$

$N\left(\frac{\log a - 0.476222}{0.0262708}\right)$  in base 10

4. Si ha che

$$N \left( \frac{\log a - 1.096542}{0.0604908} \right) = \frac{1}{2}$$

se e solo se  $\log a - 1.096542 = \log a - \mathbb{E}[\log X_i] = \log a - \frac{1}{6} \log 6! = 0$ , cioè se e solo se  $a = \sqrt[6]{6!} = 2.993795$ .

**Esame di Calcolo delle Probabilità del 3 aprile 2007**  
**(Corso di Laurea Triennale in Matematica, Università degli Studi di Padova)**  
**(docente: Tiziano Vargiolu)**

Hanno superato la prova:

Bacco Andrea	16.5 + 3 <sup>+</sup>
Bertolini Maria Chiara	15 + 3 <sup>-</sup>
Busetto Enrico	15 + 3 <sup>+</sup>
Consarino Maria	14.5 + 3 <sup>+</sup>
Correzzola Massimo	19.5 + 3 <sup>+</sup>
Dall'Ara Gianmaria	26.5 + 3 <sup>+</sup>
Fantini Lorenzo	28 + 3 <sup>+</sup>
Gemin Stefano	24.5 + 3 <sup>-</sup>
Pastro Valerio	19 + 3 <sup>-</sup>
Pellegrini Jacopo	15 + 3 <sup>+</sup>
Sambin Nicola	27 + 3 <sup>+</sup>
Scandiuzzi Enrico	18
Siviero Andrea	23 + 3 <sup>+</sup>
Tonincelli Michela	14 + 3 <sup>-</sup>
Trevisan Marialuisa	15 + 3 <sup>+</sup>
Zanibellato Andrea	28 + 3 <sup>+</sup>
Zordan Michele	23.5 + 3 <sup>-</sup>
Zottarel Angela	23 + 3 <sup>+</sup>

Visione compiti, registrazione voti e orali: giovedì 5 aprile ore 10 aula 1AD/30, oppure alle 15 stessa aula.

Verrà data precedenza alla registrazione voti a chi accetta il voto dello scritto e ha il bonus di + 3.